**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Efetividade do *hedge* para o boi gordo com contratos futuros da
BM&FBOVESPA: análise para os estados de São Paulo e Goiás**

Carlos Santos Amorim Neto

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre
em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

Carlos Santos Amorim Neto
Bacharel em Ciências Econômicas

**Efetividade do *hedge* para o boi gordo com contratos futuros da BM&FBOVESPA:
análise para os estados de São Paulo e Goiás**
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:
Prof. Dr. **JOÃO GOMES MARTINES FILHO**

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre
em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP**

Amorim Neto, Carlos Santos

Efetividade do hedge para o boi gordo com contratos futuros da BM&FBOVESPA:
análise para os estados de São Paulo e Goiás / Carlos Santos Amorim Neto. - - versão
revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - - Piracicaba, 2015.
49 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"

1. Razão ótima de hedge 2. Boi gordo 3. Gestão de risco I. Título

CDD 338.176213
A524e

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

SUMÁRIO

RESUMO	5
ABSTRACT	7
LISTA DE TABELAS	9
1 INTRODUÇÃO	11
2 REFERENCIAL TEÓRICO	15
2.1 Gerenciamentos de risco de preço	15
2.2 Estimação da taxa ótima de <i>hedge</i>	18
3 METODOLOGIA E DADOS	23
3.1 Dados	23
3.1.1 Dados utilizados na estimação da taxa de <i>hedge</i> ótimo	23
3.1.2 Dados utilizados nas estratégias de <i>hedge</i> para o confinador	23
3.2 Análise das estratégias de <i>hedge</i>	23
3.2.1 Modelo de <i>hedge</i> ótimo de variância mínima	24
3.2.2 Modelo VAR e VEC	25
3.2.3 Modelo de <i>hedge</i> ótimo BEKK	28
3.3 Eficiência de <i>hedge</i>	29
3.4 Value-at-risk	30
3.5 Estratégias de <i>hedge</i> para o confinador	31
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	33
4.1 Análise gráfica	33
4.2 Estimação da taxa de <i>hedge</i>	35
4.2.1 Testes preliminares	35
4.2.2 Razão de <i>hedge</i>	36
4.3 Estratégias de <i>hedge</i> para o confinador	40
5 CONCLUSÃO	43
REFERÊNCIAS	45

RESUMO

Efetividade do *hedge* para o boi gordo com contratos futuros da BM&FBOVESPA: análise para os estados de São Paulo e Goiás

O objetivo geral deste trabalho foi avaliar a eficiência do mercado futuro como forma de mitigação do risco associado aos preços do boi gordo para as praças de Araçatuba (SP) e Goiânia (GO). Calculou-se a efetividade do *hedge* por meio da razão ótima de *hedge* para as praças estudadas no período de 2002 a 2013, utilizando três tipos de modelos econométricos. No primeiro modelo, as variâncias e covariâncias condicionais foram tratadas como constantes e os preços *spot* e futuro não foram considerados correlacionados no tempo; no segundo modelo, relaxou-se a hipótese de que os preços *spot* e futuro não são correlacionados no tempo, portanto, adicionou-se um vetor de correção de erros ao modelo; e, no terceiro modelo, assumiu-se que as variâncias e covariâncias condicionais não são constantes. Os resultados obtidos por esses métodos indicaram que o uso do contrato futuro de boi gordo diminuiu a variância dos retornos no período estudado, de modo que as estimativas dinâmicas foram inferiores na efetividade em diminuir o risco de preço diante das estimativas obtidas por modelos estáticos. Ainda com o intuito de avaliar a eficiência do mercado futuro de boi gordo, foram quantificados a variância e os retornos do confinador nas praças estudadas através de simulações de compra de boi magro e posterior venda de boi gordo, realizando, simultaneamente, o *hedge* no mercado futuro. Observou-se que a utilização do contrato futuro diminuiu o coeficiente de variação para os períodos analisados em comparação às estratégias que não realizaram a utilização do *hedge*.

Palavras-chave: Razão ótima de *hedge*; Boi gordo; Gestão de risco

ABSTRACT

Hedge effectiveness for live cattle using BM&FBOVESPA future contracts: analysis for the states of São Paulo and Goiás

The general objective of this research was to evaluate the efficiency of futures market in order to mitigate the risk of price of live cattle to the producers of Araçatuba (SP) and Goiânia (GO). To measure this effectiveness, we estimated the optimal hedge ratio from the period of 2002 to 2013, using three types of econometric models. In the first model, conditional variances and covariances were treated as constant and the *spot* and future prices were not considered correlated in time; in the second model, we relaxed the hypothesis that *spot* and future prices were not correlated in time, so, we added an error correction vector to the model; and, in the third model, we assumed that the conditional variances and covariances are not constant. The results obtained by these methods indicated that the use of live cattle contract was able to reduce the risk and also that the dynamic estimates do not overcome the static estimates. We also calculated the variance of returns for the producers of Araçatuba e Goiânia by purchasing simulations of steers and subsequent sale of live cattle, performing simultaneously the hedge on the market future. It was observed that the use of the futures contract decreased the coefficient of variation for the periods analyzed compared to the strategies that did not undergo the use of hedging.

Keywords: Optimal hedge ratio; Live cattle; Risk management

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das séries de preços semanais <i>spot</i> e futuro do boi gordo, entre 02/01/2002 e 26/12/2013	34
Tabela 2 - Matriz de correlação das séries de preços semanais <i>spot</i> e futuro do boi gordo	34
Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária ADF	35
Tabela 4 - Testes de Cointegração de Johansen	36
Tabela 5 - Testes ARCH-LM	36
Tabela 6 - Mínimos Quadrados Ordinários para as séries de preços <i>spot</i>	37
Tabela 7 - VEC (4) para a praça de Araçatuba	37
Tabela 8 - VEC (3) para a praça de Goiânia	38
Tabela 9 - Razão de hedge ótima para as praças Araçatuba e Goiânia calculadas através do modelo VEC	38
Tabela 10 - BEKK escalar para as praças de Araçatuba e Goiânia	38
Tabela 11 - Efetividade do <i>hedge</i> para os modelos MQO, VEC e S-BEKK	40
Tabela 12 - Lucro médio, desvio padrão e VaR por cabeça de gado para o confinador de Araçatuba no período analisado	41
Tabela 13 - Lucro médio, desvio padrão e coeficiente de variação para o confinador de Goiânia no período analisado	41

1 INTRODUÇÃO

Segundo USDA (2014), em 2013, o Brasil foi o segundo maior produtor mundial de carne bovina, com uma produção de 9,6 milhões de toneladas, ficando atrás apenas dos EUA com uma produção de 11,7 milhões de toneladas. O país também foi o maior exportador, com um total de 1,01 milhões de toneladas. Outro ponto relevante é que a distribuição produtiva no país é bastante concentrada. Segundo informações do IBGE (2014), desde 1997, os estados do Pará, Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás têm participado com cerca de 70% da produção brasileira.

Assim como em outros mercados agropecuários, os agentes do setor pecuário estão propensos à alta volatilidade nos preços, uma vez que há uma distância de tempo entre a compra do boi magro e a venda do boi gordo. A volatilidade nos preços é ocasionada sobremaneira por impactos econômicos de natureza estocástica – i.e., cuja previsão é extremamente difícil ou até mesmo impraticável – imputando, assim, um risco inerente à atividade. Diante dessa ideia, Jorion (2007) define risco como sendo a volatilidade de resultados inesperados. Já Morgan (1996) associa o risco ao nível de incerteza de retornos futuros e descreve risco de mercado como incertezas decorrentes de mudanças das condições observáveis, como choques de oferta e demanda, na taxa de câmbio e nos custos de produção.

Assim, com a dinâmica intrínseca aos preços agropecuários, faz-se necessário um estudo aprofundado que quantifique as relações de risco ao qual o produtor de carne bovina está sujeito e que também sejam oferecidas alternativas para o gerenciamento deste risco, já que em virtude da potencialidade de seus impactos e de sua natureza não estática, uma gestão de risco eficiente ocorre diametralmente à implementação de estratégias também eficientes.

Quais ferramentas podem, então, ser utilizadas para que seja possível obter uma estratégia de gerenciamento de riscos de mercado eficiente? A lógica básica de tais ferramentas é incluir a estimativa de potenciais perdas advindas em função da volatilidade nos preços. Seguindo esta linha, o modelo *Value at Risk* (VaR), por fornecer previsões de potenciais perdas no portfólio para determinados níveis de confiança, atende a essa lógica, e com isso tem sido uma ferramenta bastante difundida tanto no meio acadêmico como no meio empresarial, de implementação pouco laboriosa e de fácil entendimento.

Manfredo e Leuthold (2001) enfatizam a utilização do VaR como um balizador nas decisões do gerenciamento de risco por empresas não financeiras, como por exemplo,

unidades do agronegócio. Assim sendo, o agente representativo, antes de decidir suas estratégias para o gerenciamento de risco, verifica o VaR associado à sua carteira, ou, para o caso do produtor, sua posição no mercado físico, permitindo a tomada de estratégias mais eficientes diante de possíveis perdas.

Com efeito, ainda resta o questionamento relativo à estratégia a ser adotada após a utilização de ferramentas como o VaR. Esta etapa constitui-se, doravante, em um dos grandes desafios ao produtor de boi gordo. Neste sentido, um instrumento a seu alcance para a gerência de riscos é o mercado futuro de boi gordo da BM&FBOVESPA, que possibilita a tomada de decisões mais eficientes com relação à produção e à comercialização da mercadoria associadas ao contrato futuro. Seguindo esta ideia, o problema de pesquisa do presente trabalho consiste em quantificar o risco inerente à atividade pecuária nas principais regiões produtoras do Brasil a fim de propor estratégias economicamente eficientes para a mitigação de riscos com o uso dos mercados futuros.

A utilização de contratos futuros não garante que o risco seja mitigado. Para que esta ferramenta seja eficiente, é necessário estimar a proporção apropriada da produção que cada indivíduo deveria destinar aos contratos futuros, ou seja, estimar a razão ótima de *hedge* a ser utilizada pelo *hedger*, uma vez que um papel importante dos contratos futuros é facilitar a realização do *hedge* sobre os ativos dos agentes. Para esta estimativa, métodos como o de variância mínima, proposto inicialmente por Ederington (1979) e o *Vector Error Correction* (VEC), proposto por Lien (2004) foram consagrados na literatura.

No entanto, as dinâmicas das variâncias e das covariâncias nas séries de preços físico e futuro tendem a apresentar heterocedasticidade, conforme proposto por Baillie e Myers (1991) e Kroner e Sultan (1993). Isto porque os preços mudam no tempo, principalmente em se tratando de produtos agropecuários, que estão suscetíveis a choques de oferta derivados de mudanças no clima, nos preços de insumos, entre outros. Assim, estimativas com um arcabouço estático, que consideram as variâncias e covariâncias homocedásticas, podem ser insuficientes e resultar em estratégias inapropriadas. Desta forma, ao se estimar a razão ótima de *hedge*, deve-se levar em consideração a existência de variância não constante e utilizar-se, por exemplo, o método bivariado GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), do qual razões de *hedge* mais apropriadas oriundas de variâncias e covariâncias condicionais enquadram-se em uma operação de *hedge* dinâmico.

Com isso, este trabalho tem como objetivo principal analisar a eficiência do *hedge* por parte do confinador de boi gordo, examinando-se a efetividade do mercado futuro com o uso de média e variância por meio de simulações de compra de boi magro e venda de boi gordo com o posicionamento no mercado futuro.

Em adição, como objetivos secundários, tem-se:

i) Mensurar as efetividades de *hedge* geradas para o mercado de boi gordo, a fim de verificar se um modelo de *hedge* dinâmico, calculado a partir de um ferramental mais complexo – como o dos modelos GARCH – irá resultar em uma razão de *hedge* mais efetiva para o produtor quando comparado a razões de *hedge* obtidas através de modelos estáticos;

ii) Mensurar o risco de preços por meio das estimativas do *Value at Risk* para as praças produtoras com e sem a aplicação de *hedge*.

O trabalho está dividido em cinco seções. Na primeira seção, introduziu-se o problema de pesquisa, assim como os objetivos almejados; na segunda, será apresentada a revisão de literatura existente para as estratégias e ferramentas de *hedge* aplicadas; na terceira parte, será exposta a metodologia empregada; na quarta seção, serão apresentados os resultados e discussões da pesquisa e, por fim, as conclusões e considerações finais estarão dispostas na quinta seção.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Gerenciamentos de risco de preço

Visando melhorar a tratabilidade da modelagem para preços de diferentes ativos, Schwartz (1997) comparou três modelos para comportamentos estocásticos de preços de petróleo, cobre e ouro. No primeiro modelo, utilizou-se apenas o preço *spot* das *commodities*; no segundo, além do preço *spot*, foi adicionado também o *convenience yield*; e no terceiro, além das duas variáveis estocásticas anteriores, acresceu-se a taxa de juros. Usando o filtro de Kalman na aplicação das três opções, identificou-se uma forte tendência de reversão à média dos preços para o cobre e o petróleo em todos os casos analisados, sendo o resultado do segundo e do terceiro modelos bastante semelhantes. A pequena diferenciação relativa ao desempenho em ambos os modelos deu-se em contratos de curto e longo prazos, mostrando a importância da análise do comportamento da volatilidade dos preços futuros para a decisão de investimentos empresariais.

Já Smith e Stulz (1985) desenvolveram uma teoria positiva sobre *hedge*, na qual há uma maximização no valor de empresas que incorporam o *hedge* como parte da estratégia de financiamento. Contabilizando impostos, custos dos contratos, o impacto das políticas de *hedge* nas decisões de investimento das firmas e definindo *hedge* como sendo a aquisição de ativos financeiros que reduzam a variância dos seus retornos, os autores constataram que a utilização do *hedge* pelas firmas dá-se majoritariamente por três motivos: impostos, dificuldades financeiras e aversão ao risco dos administradores.

Ainda no que tange à extensão do uso de instrumentos de mitigação de risco, como o uso de contratos futuros, Bodnar, Hayt e Marston (1998) conduziram uma pesquisa para uma amostra de empresas norte-americanas não financeiras e concluíram que o uso de derivativos não era muito difundido. Além disso, quando utilizado, objetivava sobretudo o gerenciamento do risco da exposição contratual. Entre os contratos com maior emprego, encontravam-se os de câmbio, seguido pelo da taxa de juros.

Em adição, Minton e Schrand (1999) forneceram evidências diretas de que a volatilidade associada a fluxos de caixa relaciona-se com os baixos níveis médios de investimento em despesas de capital, pesquisa e publicidade. Ou seja, a forte relação negativa apontada pelos autores entre investimentos e volatilidade do fluxo de caixa aumenta a necessidade da empresa em recorrer a capital de terceiros e também implica no aumento nos custos operacionais incorridos.

Duffie e Pan (1997) discutiram algumas das formas econométricas factíveis para a especificação do modelo *Value-at-Risk* (VaR), tendo sido o esforço dos autores de natureza puramente teórica, sem tentativas de aplicação empírica do modelo. O modelo VaR avalia o risco de operações financeiras ao computar a pior perda esperada para um dado período de tempo, considerando determinado nível de confiança.

Dentre as posteriores aplicações do VaR, destaca-se a de Manfredo e Leuthold (1999) que examinaram o emprego deste modelo em empresas agropecuárias, destacando sua importância na tomada de decisões de *hedge*, gestão de fluxo de caixa e no estabelecimento de limites de posição e seleção do portfólio global e alocativo. Alguns detalhes fornecidos no estudo incluem as principais vantagens e desvantagens dos modelos de cálculo de VaR, do modelo de matriz de variância-covariância, modelo de simulação histórica e modelo de simulação de Monte Carlo, constituindo-se, portanto, em uma importante avaliação comparativa do *Value-at-Risk* com relação a outras metodologias.

Cassidy, Constand e Corbett (1990), avaliando a geração de valor decorrente do gerenciamento de risco nas empresas, mostraram que os valores advindos do mesmo diferiam daqueles obtidos com o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e pela *Asset Price Theory* (APT), os quais consideram as ações de gerenciamento de risco não relevantes à agregação de valor para as empresas. Isto possibilita um maior interesse no gerenciamento de risco por meio de um ferramental, como o VaR, que agregue mais informação à estrutura valorativa de determinada companhia, sendo, por consequência, valorizado pelos investidores.

Ainda neste sentido, Allayannis e Weston (2001) examinaram o uso de derivativos cambiais em empresas não financeiras e avaliaram o potencial impacto de tal uso no valor das empresas. Utilizando o Q de Tobin, definido como a razão entre o valor de mercado da empresa e o custo de substituição dos seus ativos, eles chegaram à conclusão de que a utilização de derivativos cambiais pelas empresas com o intuito de *hedge* leva a um aumento do valor intrínseco ao negócio, enquanto a lógica oposta também foi verificada nas empresas que não utilizam esse mecanismo.

Adam e Fernando (2006) analisaram se o uso de derivativos por mineradoras de ouro apresentava valor intrínseco zero para o patrimônio da firma e se o valor adicionado era gerado apenas por ajudar as firmas a mitigarem as imperfeições de mercado. Observaram que o fluxo de caixa, originado pelo uso de derivativos, apresentava-se, na média, positivo tanto

em termos econômicos como em termos estatísticos, trazendo um aumento do valor para os acionistas.

Manfredo e Leuthold (2001) destacaram a importância do VaR como uma ferramenta no gerenciamento de risco, analisando empiricamente a efetividade de diferentes metodologias para a estimação de potenciais perdas para o preço de margem do boi magro, em um portfólio formado pelo preço do boi magro, preço do boi gordo e preço do milho. Foram utilizados dados semanais e entre os modelos testados, aquele a gerar melhores estimativas foi o RiskMetrics™, com fator de decaimento 0,97 para os três diferentes níveis de confiança 99%, 95% e 90%.

Tendo sido encontrado suporte para sua utilização, existem demonstrações da efetividade do VaR para diferentes mercados brasileiros? Sain (2001) examinou a eficiência dos modelos *Value-at-Risk* para o mercado nacional de carteiras de renda fixa e também descreveu a importância da mensuração de risco por parte do mercado e as vantagens em se manter tal acompanhamento, trazendo vantagens competitivas às instituições que empregam esta prática. Utilizando o método de cálculo do *Value-at-Risk* por simulação histórica e pelo RiskMetrics™, observou-se que a hipótese de distribuição normal dos retornos utilizada pelo RiskMetrics™ não se mostrou adequada ao mercado brasileiro, fazendo com que o modelo por simulação histórica obtivesse melhores resultados no processo de *back-testing*.

Farias (1997) comparou o desempenho do VaR para o índice IBOVESPA pelos modelos GARCH (1,1), TARCH (1,1) e RiskMetrics™. Para determinar qual metodologia seria superior, dois critérios foram escolhidos: no primeiro, a quantidade de insucessos de cada modelo e, no segundo, os valores dos erros quadráticos médios. Para ambos os critérios, o RiskMetrics™ foi superior, sendo o GARCH (1,1) aquele a ocupar posição intermediária, acima do TARCH (1,1).

Mais recentemente, Oliveira, Carmona e Távora (2006) obtiveram estimativas do VaR para o mercado brasileiro de ações, utilizando a simulação de Monte Carlo. Chegaram à conclusão de que os modelos da família GARCH foram adequados às séries abarcadas, basicamente por incorporarem com rapidez estrutural as novas informações dos preços. Os modelos de VaR dinâmicos se mostraram superiores aos modelos de VaR estáticos e a modelagem por Monte Carlo mostrou-se eficiente em estimar os verdadeiros valores do VaR com significância a 5%.

2.2 Estimação da taxa ótima de *hedge*

Keynes (1930) e Hicks (1939) foram os precursores da teoria sobre *hedge*, onde, inicialmente, a ideia em se *hedgear* era dirimir riscos. Working (1953) veio a introduzir a concepção de maximização do lucro via *hedge*, sendo este utilizado para a tomada de decisão de produtores e donos de armazéns. Dando sequência à abrangência do uso de práticas de *hedge*, Stein (1961) e Johnson (1960), utilizando a teoria do portfólio de Markowitz (1959), caracterizaram o *hedger* como um maximizador da utilidade esperada *vis-à-vis* ao portfólio composto de posições no mercado *spot* e mercado futuro.

Qual seria, então, a “quantidade” de *hedge* a ser utilizado? Essa proporção, denominada de razão ótima de *hedge*, Ederington (1979) propôs que fosse obtida pela variância mínima e aplicou-a de forma empírica no mercado hipotecário norte-americano. Utilizando os contratos futuros de *T-bills* (*treasury bills*), GNMA (*Government National Mortgage Association*), de milho e de trigo para realizar o *hedge* sobre compromissos hipotecários, o autor observou que, mesmo com agentes puramente minimizadores de risco, contrariou-se a teoria tradicional de *hedge*, pois não fora adotada a proporção 1:1 na realização do mesmo. A efetividade do *hedge* foi maior para períodos mais longos (quatro semanas) do que para períodos mais curtos (duas semanas).

Prossegue-se, agora, à explanação de diversos tratamentos e aplicações de estimativas para a razão ótima de *hedge* realizados nos EUA e no Brasil em variados contextos. Fileni et al. (1999), aplicando a teoria do *hedge* de variância mínima, avaliaram a eficiência do *hedge* como redutor dos riscos de preços para o preço do café em quatro regiões de Minas Gerais. Sua efetividade foi maior em períodos em que o risco de preços e a base eram maiores, tendo o *hedge* de antecipação apresentado maior risco em comparação ao *hedge* de carregamento. A utilização de contratos futuros para a gestão do risco de preços foi, portanto, eficiente.

Analogamente, Chiodi et al. (2005) compararam a efetividade do *hedge* de um contrato futuro nacional com a de um contrato futuro negociado em uma bolsa estrangeira. Com a obtenção de resultados divergentes, concluiu-se que o contrato futuro da BM&F foi mais efetivo para a região de Cascavel enquanto que, na região de Sorriso, o uso do contrato futuro de CBOT foi mais eficiente para a diminuição do risco do preço da soja.

Pinto e Silva (2001), prospectando a eficiência da taxa de *hedge* para o mercado brasileiro de café, utilizaram contratos futuros das bolsas BM&F, NYBOT e LIFFE para a

realização de *hedge* para os municípios de Garça/SP, Santos/SP e Vitória/ES. A bolsa brasileira proporcionou as melhores taxas de efetividade de *hedge*, seguida pela norte-americana e, por último, a inglesa. Um dos motivos da inglesa ser a pior em eficiência deve-se, em parte, pelo tipo de grão negociado em seus contratos – hipótese corroborada em virtude da efetividade do *hedge* nesta Bolsa apenas para o município de Vitória, que produz o mesmo tipo de café negociado no contrato futuro.

Mattos, Garcia e Nelson (2008), utilizando o método de Lower Partial Moments (LPM) e relaxando algumas premissas do método de *hedge* de variância mínima, analisaram como as estimativas das razões de *hedge* ótimo para os produtores de soja nos Estados Unidos são afetadas. As taxas de *hedge* calculadas pelo método LPM foram comparadas às taxas de *hedge* calculadas através da metodologia de *hedge* de variância mínima conjuntamente à maximização de uma função utilidade do tipo CRRA (com aversão ao risco relativa constante) para quatro cenários diferentes.

No primeiro cenário, definido com preços *spot* e futuro, não houve mudanças equiparáveis. No segundo cenário, foram incluídas as taxas de corretagem, no terceiro, adicionou-se um investimento alternativo (o índice S&P500), e no último cenário aliaram-se os dois anteriores de modo concomitante. A conclusão dos autores foi que as razões de *hedge* ótimo estimadas pelo método de LPM variam consideravelmente e que o custo de oportunidade por não realizar o *hedge* quando se leva em consideração os custos de corretagem tende a zero.

Com relação ao uso do *hedge* no mercado bovino, Noussinov e Leuthold (1999) examinaram a utilização do mecanismo para o confinador de boi gordo do meio-oeste norte-americano. As taxas de *hedge* foram estimadas para dados semanais utilizando contratos futuros de milho, farelo de soja, boi magro e boi gordo, a fim de observar a redução de risco resultante do *hedge* entre diferentes bens. Todas as estratégias mostraram-se efetivas (mais eficiente do que na ausência de quaisquer estratégias de *hedge*) na diminuição do risco, reduzindo, assim, a variância dos preços.

Carter e Loyns (1985) analisaram a eficiência dos mercados futuros norte-americanos para a aplicação do *hedge* de produtores canadenses de carne bovina. Valendo-se de quatro estratégias diferentes para obter a taxa de *hedge*, os autores observaram que, ao utilizar esta ferramenta, o produtor estaria aumentando seu risco e reduzindo seu lucro, em virtude, por exemplo, do risco de base ser muito elevado. Concluíram que a utilização dos mercados

futuros dos EUA para o produtor canadense de carne bovina não seria apropriada. De modo diferente, Peterson e Leuthold (1987) examinaram a utilização do *hedge* pelos confinadores nos EUA. Utilizando um parâmetro de aversão ao risco, dividiram seus resultados em dois cenários: no primeiro, o agente possui um alto índice de aversão ao risco e no segundo, um baixo índice de aversão. Como o estudo tratou o *hedge* como um tipo de resposta ao risco, os autores observaram altas taxas de *hedge* para os agentes mais avessos ao risco enquanto que, para os agentes mais propensos ao risco, a menor utilização de *hedge* resulta na maximização dos retornos.

Myers e Thompson (1989) derivaram uma abordagem generalizada (e alternativa) para a estimação da taxa de *hedge* ótimo, tratando as variâncias e covariâncias como condicionais à estrutura do modelo e forneceram uma forma direta de mensuração por meio do método de mínimos quadrados ordinários (MQO). A aplicação empírica deu-se para os preços de milho, soja e trigo, apontando que as regressões em nível e em primeira diferença (retornos) não eram adequadas na estimação da taxa de *hedge*.

Guimarães (2005) aplicou o modelo de Myers e Thompson (1989) utilizando o método de cointegração com o termo de correção de erros para simular o modelo geral no mercado brasileiro de boi gordo. As séries de preços das praças Araçatuba, Presidente Prudente, Bauru e Rio Preto, localizadas no estado de São Paulo, foram divididas temporalmente em observações semanais e diárias, durante o período de outubro de 2000 a outubro de 2005. Observou-se que as séries de preços semanais foram superiores para as estimativas de taxas ótimas, em razão da suavização da autocorrelação serial, além de as variáveis em primeira diferença (retornos) serem mais indicadas para estimativas das razões de *hedge*, quando comparadas às séries em nível.

Baillie e Myers (1991) investigaram, para seis *commodities*, a distribuição de seus preços *spot* e futuro aplicando os resultados na estimação da taxa de *hedge* ótimo com modelos GARCH. Esta abordagem representou uma mudança de paradigma aos estudos apresentados até o começo da década de 1990, haja vista que esta nova metodologia passou a incorporar taxas dinâmicas de *hedge*. Essa aplicação demonstrou que a utilização da taxa de *hedge* ótimo estimada por modelos que variam ao longo do tempo obteve maior diminuição na variância do portfólio, sugerindo que estimativas constantes no tempo não seriam tão eficientes quanto as estimativas dinâmicas. Após essa aplicação seminal, uma série de outros estudos veio à luz da análise dinâmica para *hedge*.

Por exemplo, Kroner e Sultan (1993) propuseram a estimação de um modelo utilizando um GARCH bivariado com um termo de correção dos erros para quantificar a razão ótima de *hedge* para o mercado de câmbio utilizando cinco moedas diferentes. Os preços *spot* eram provenientes da Bolsa de Nova Iorque e os futuros correspondiam ao preço de fechamento do Mercado Monetário Internacional. A periodicidade dos dados era semanal, compreendendo de 8 de fevereiro de 1985 a 23 de fevereiro de 1990. A efetividade da razão de *hedge* mostrou-se superior no modelo proposto em comparação à razão de *hedge* *naïve*, onde se toma uma posição futura a cada posição *spot*, e à razão de *hedge* estático.

Guillén (1996), por meio de valores à vista e futuros do índice IBOVESPA, dividiu a amostra em dois períodos, de 13 de julho de 1990 a 10 de abril de 1995 e de 09 de junho de 1994 (data da implantação do plano Real) a 10 de abril de 1995. O objetivo era demonstrar como a dependência temporal indica bruscas mudanças de volatilidade, levando a resultados de *hedge* bastante diferentes.

Yang e Allen (2004) estimaram a taxa de *hedge* ótimo para o mercado de futuros australiano utilizando quatro modelos diferentes: mínimos quadrados, VAR, VECM e multivariado GARCH (GARCH-M). As efetividades dos modelos foram comparadas de duas maneiras diferentes: risco-retorno e pelo método de maximização da utilidade. No que tange ao risco-retorno, a efetividade das taxas de *hedge* gerada através dos modelos que levaram em conta a relação de cointegração entre as variáveis foi superior, embora quando considerada a maximização da utilidade, o modelo estático, representado pelo de mínimos quadrados, resultou em um ajuste mais adequado.

Bera, Garcia e Roh (1997) examinaram alguns modelos dinâmicos e estáticos de estimação da razão ótima de *hedge* para o milho e a soja nos EUA. Concluíram que taxas de *hedge* modeladas via VECM diagonal, que é uma generalização do modelo GARCH-M, eram mais eficientes em diminuir a variância nos retornos, e pela presença de heterocedasticidade condicional nos preços, modelos de *hedge* estimados por mínimos quadrados ou por coeficientes aleatórios não seriam apropriados. Por fim, e de modo consonante, Tanaka (2005) analisou a eficiência da taxa de *hedge* para o mercado cambial utilizando uma razão de *hedge* modelada através de um GARCH bivariado-BEKK-diagonal. A eficiência do *hedge* em se diminuir a variância dos preços foi maior no método dinâmico no que no método estático. Esses resultados corroboram que, para o fim de avaliar a eficiência com relação ao risco e retorno, o modelo dinâmico de *hedge* é claramente superior ao estático.

3 METODOLOGIA E DADOS

3.1 Dados

As amostras dos preços utilizados na análise do presente trabalho referem-se aos fechamentos diários do contrato futuro do boi gordo no mês de primeiro vencimento em aberto e aos preços físicos do boi gordo e do boi magro para as praças de Araçatuba/SP (ARA) e Goiânia/GO (GO), as quais têm grande representatividade na produção e comercialização de boi no Brasil. Os preços dos contratos futuros são provenientes da BM&FBOVESPA e os valores para o mercado físico foram coletados por meio do terminal da Bloomberg e correspondem aos valores CEPEA/ESALQ. Ambas as cotações estão em reais por arroba.

3.1.1 Dados utilizados na estimação da taxa de *hedge* ótimo

Para a estimação da taxa de *hedge* ótimo, foram utilizados dados semanais referentes aos valores de fechamentos diários dos preços *spot* e futuro nas quartas-feiras¹. As séries de preços abrangem o período de 01/01/2002 a 31/12/2013, totalizando 626 observações semanais. Vale ressaltar que as séries em logaritmo estão designadas com o prefixo LN e acrescentou-se às séries em retorno (primeira diferença dos valores em logaritmo) o acrônimo DLN.

3.1.2 Dados utilizados nas estratégias de *hedge* para o confinador

O cálculo dos retornos nas estratégias de *hedge* utilizou dados quinzenais, baseados nos preços diários *spot* e futuro. O preço *spot* refere-se ao preço do primeiro dia do mês, primeira quinzena, e do primeiro dia disponível depois do dia 15, segunda quinzena enquanto que o preço futuro corresponde aos fechamentos do primeiro dia do mês, primeira quinzena, e do primeiro dia disponível depois do dia 15, segunda quinzena. As séries de preços abrangem o período de 01/05/2013 a 31/11/2013.

3.2 Análise das estratégias de *hedge*

Objetiva-se, nesta subseção, a demonstração da metodologia para a estimação da razão de *hedge*. Terá como base a carteira sem *hedge* e será analisada a eficiência calculada a partir de três razões de *hedge* diferentes, a saber:

¹ No caso em que para determinada semana a cotação referente à quarta-feira não estava disponível em quaisquer dos dois mercados, os dados do dia anterior imediato (terça-feira) foram incorporados.

- i) Modelo de variância mínima;
- ii) Modelo de correção de erros;
- iii) Modelo GARCH-BEKK.

Sendo, então, verificadas as relativas eficiências em diminuir a variância do portfólio.

3.2.1 Modelo de *hedge* ótimo de variância mínima

Assumindo que os preços já estejam na transformação logarítmica, o retorno esperado do portfólio pode ser representado por:

$$E(R_p) = X\{[LNS_t - LNS_{t+1}] - [LNF_t - LNF_{t+1}]\} \quad (1)$$

Onde $E(R_p)$ é a esperança dos retornos; LNS_t é a transformação logarítmica do preço *spot* no período t e LNF_t é a transformação logarítmica do preço futuro no período t

Supondo-se que o *hedger* possua certa posição no mercado *spot* e esteja vendido em h contratos no mercado futuro, o seu retorno para o portfólio sob essas condições apresentaria a seguinte estrutura:

$$R_p = \Delta S - h\Delta F \quad (2)$$

Em que R_p é o retorno do portfólio; $\Delta S = LNS_t - LNS_{t+1}$ e $\Delta F = LNF_t - LNF_{t+1}$.

Além disso, a variância do retorno desse portfólio é dada por:

$$\text{Var}(R_p) = \sigma_s^2 + h^2\sigma_f^2 - 2h\sigma_{sf} \quad (3)$$

Onde σ_s^2 é variância do retorno *spot*; σ_f^2 variância do retorno futuro e σ_{sf} é covariância entre os retornos *spot* e futuro.

Para obter-se a taxa de *hedge* que minimiza a variância do portfólio, deve ser encontrado o valor crítico por meio de uma minimização da Equação (3) em relação a h . A condição de primeira ordem é:

$$\frac{\partial \text{Var}(R_p)}{\partial h} = 2h\sigma_f^2 - 2\sigma_{sf} = 0 \quad (4)$$

Assim, o *hedge* ótimo é obtido como:

$$h^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} \quad (5)$$

Neste contexto, o *hedge* de variância mínima, que é a razão entre a covariância dos retornos futuro e *spot* e a variância dos retornos futuros, será estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários, uma vez que coincide com o parâmetro β da equação a seguir:

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t \quad (6)$$

3.2.2 Modelo VAR e VEC

Esta seção baseia-se em Enders (2008), que apresentou uma modelagem para identificar a forma pela qual uma série temporal é afetada por valores correntes e passados oriundos de outra série. Assumindo o seguinte sistema para duas variáveis, S_t e F_t , ambas estacionárias:

$$S_t = b_{10} - b_{12}F_t + \gamma_{11}S_{t-1} + \gamma_{12}F_{t-1} + \varepsilon_{st} \quad (7)$$

$$F_t = b_{20} - b_{21}S_t + \gamma_{21}S_{t-1} + \gamma_{22}F_{t-1} + \varepsilon_{ft} \quad (8)$$

Onde ε_{st} e ε_{ft} são resíduos do tipo ruído branco com desvios-padrão de σ_y e σ_z , respectivamente, e não são correlacionados entre si.

Observa-se que, para as Equações (7) e (8), tanto a variável S_t como a variável F_t têm efeito umas nas outras. Reescrevendo o sistema matricialmente:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_t \\ F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t-1} \\ F_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Substituindo:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} S_t \\ F_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}; \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix}$$

Tem-se a Equação (10), onde B será a matriz de relações contemporâneas:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Multiplicando (10) por B^{-1} , tem-se a forma padrão do vetor auto-regressivo (VAR):

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (11)$$

Onde $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$; $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$.

Considerando a_{i0} como o elemento i do vetor A_0 , a_{ij} como o elemento da linha i e da coluna j da matriz A_1 e e_{it} como elemento i do vetor e_t (ENDERS, 2004), a partir da Equação (11) podem ser escritas as seguintes equações, já sendo realizadas as devidas mudanças nas variáveis para efeito de demonstração do modelo aqui especificado:

$$\Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{si} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st} \quad (12)$$

$$\Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{fi} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft} \quad (13)$$

Enders (2004) designou as Equações (7) e (8) como VAR estrutural, e as Equações (12) e (13) como VAR padronizado. Assim, o VAR padronizado gera os resíduos ε_{st} e ε_{ft} que representam a combinação dos dois choques ε_{st} e ε_{ft} :

$$\varepsilon_{st} = (\varepsilon_{st} - b_{12}\varepsilon_{ft}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (14)$$

$$\varepsilon_{ft} = (\varepsilon_{ft} - b_{21}\varepsilon_{st}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (15)$$

Sendo $\text{Var}(\varepsilon_{st}) = \sigma_{ss}$, $\text{Var}(\varepsilon_{ft}) = \sigma_{ff}$ e a $\text{Cov}(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) = \sigma_{sf}$, tem-se então para este modelo a estimativa de taxa de *hedge* ótima:

$$h_{\text{VAR}}^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_{ff}} \quad (16)$$

Em caso de ocorrência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre F_t (preço futuro) e S_t (preço *spot*), ou seja, caso ambas as séries sejam cointegradas, o modelo apresentado não será o ideal, pois estará ignorando esta relação entre as séries, o que pode distorcer os resultados. Por exemplo, Lien (2004) demonstrou que quanto maior a influência da relação de cointegração, maior o custo para o *hedger* caso seja omitida essa relação na

modelagem estatística entre os preços físicos e futuros. E, quando os preços físicos e futuros respondem ativamente ao desvio da relação de equilíbrio de longo prazo, maior será a importância de se considerar essa relação de cointegração. Sendo assim, a relação de cointegração é um componente indispensável quando se compara o desempenho entre as várias estratégias de *hedge* e deve ser sempre atentada para que se evite a distorção dos resultados.

A existência da relação de cointegração dos preços físicos e futuros sugere a inserção de um termo de correção de erro para corrigir potenciais distorções. Sob essa alçada, Lien (2004) utilizou o modelo geral desenvolvido por Engle e Granger (1987) para demonstrar a importância da consideração do termo de correção de erro no cálculo da taxa ótima de *hedge* (efetividade de *hedge*). As Equações (17) e (18) demonstram essa abordagem recente:

$$\Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{si} \Delta F_{t-i} + \gamma_s Z_{t-1} + \varepsilon_{st} \quad (17)$$

$$\Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{fi} \Delta F_{t-i} + \gamma_s Z_{t-1} + \varepsilon_{ft} \quad (18)$$

Onde c_f e c_s são as constantes do modelo, os resíduos ε_{ft} e ε_{st} são ruídos brancos e Z_{t-1} é o termo de correção de erro. Nas Equações (17) e (18), $\text{Var}(\varepsilon_{st}) = \sigma_{ss}$, $\text{Var}(\varepsilon_{ft}) = \sigma_{ff}$, e a $\text{Cov}(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) = \sigma_{sf}$, logo, tem-se então para este modelo a estimativa de taxa de *hedge* ótima como:

$$h_{\text{VEC}}^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_{ff}} \quad (19)$$

Outro ponto importante nos modelos VAR e VEC é a necessidade de se averiguar qual a defasagem apropriada a priori à especificação dos mesmos. Uma das alternativas seria considerar diferentes *lags* para todas as variáveis em cada equação. Porém, Enders (2004) aponta que, visando à manutenção da simetria do sistema, é interessante considerar o mesmo número de *lags* em todas as equações. Para definir tais defasagens, o critério informacional a ser utilizado no atual trabalho será o SBC (Schwarz-Bayesian-Criterion), conforme Equação (20):

$$SBC = n \log|\Sigma| + T \log n \quad (20)$$

Onde $|\Sigma|$ representa o determinante da matriz de variância/covariância dos resíduos, T é o número total de parâmetros estimados em todas as equações e n é o tamanho da amostra.

Com efeito, o modelo selecionado deverá ser aquele que minimiza os valores de SBC . Embora o uso desse critério não teste a significância de modelos alternativos, seu emprego indica qual o melhor ajuste entre as alternativas, o que é, sem dúvidas, de grande utilidade prática.

3.2.3 Modelo de *hedge* ótimo BEKK

Engle e Kroner (1995) desenvolveram uma parametrização do modelo GARCH (1,1) para uma especificação multivariada, impondo restrições suficientes para garantir que a matriz da covariância condicional seja positivamente definida. Assim, esta matriz de covariância condicional por construção BEKK (cujo acrônimo advém da denominação de Baba, Engle, Kraft e Kroner) no caso multivariado tem a seguinte estrutura:

$$H_t = C'C + \sum_{i=1}^q \left(\sum_{k=1}^K A'_{ik} \epsilon_{t-i} \epsilon'_{t-i} A_{ik} \right) + \sum_{j=1}^p \left(\sum_{k=1}^K G'_{jk} H_{t-j} G_{jk} \right) \quad (21)$$

Onde A_{ik} e G_{jk} são matrizes $n \times m$ e C é uma matriz triangular. Como o segundo e o terceiro termos são expressos em forma quadrática, garante-se a definibilidade positiva da matriz de covariância condicional – condição requerida anteriormente. De forma a simplificar o modelo apresentado, foi utilizada a estrutura de H_t para um GARCH (1,1) com $k = 1$ e sem influências exógenas:

$$H_t = C'C + \sum_{i=1}^q A'_i \epsilon_{t-i} \epsilon'_{t-i} A_i + \sum_{j=1}^p G'_j H_{t-j} G_j, \quad (22)$$

A Equação (22), por sua vez, apresenta a seguinte estrutura matricial para o caso do modelo bivariado:

$$\begin{aligned}
H_t = & C_0'^* C_0^* + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1}^2 & \epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} \\ \epsilon_{2,t-1}\epsilon_{1,t-1} & \epsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} + \\
& + \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}
\end{aligned} \tag{23}$$

Engle e Kroner (1995) propuseram simplificações ao modelo anterior com o intuito de diminuir o número de parâmetros (nota-se que é uma especificação distante à parcimônia). Essa simplificação foi adotada para a estimativa neste trabalho, sendo a taxa de *hedge* obtida pela simplificação BEKK escalar:

$$H_t = C'C + \sum_{i=1}^q a\epsilon_{t-i}\epsilon'_{t-i} + \sum_{j=1}^p gH_{t-j}, \tag{24}$$

Com A_i e G_j sendo iguais a um escalar multiplicados cada um por uma matriz que contém apenas valores de unidade.

Para estimar o *hedge* ótimo através do modelo BEKK, utilizou-se o método de máxima verossimilhança, o qual estima os valores dos diferentes parâmetros de determinado modelo estatístico de forma a maximizar a probabilidade dos dados observados. Neste sentido, a função de verossimilhança, expressa na Equação (25), foi maximizada com respeito à θ :

$$L(\theta) = -\frac{1}{2}(N\ln(2\pi) + \ln|H_t(\theta)| + \epsilon_t' H_t(\theta)^{-1} \epsilon_t), \tag{25}$$

Onde $\theta = \text{vec}(C, A_1, \dots, A_q, B_1, \dots, B_p)$ contém todos os parâmetros GARCH desconhecidos.

3.3 Eficiência de *hedge*

Para medir a efetividade da taxa de *hedge* na sua capacidade em diminuir a variância dos preços foram obtidas as variâncias dos retornos dos preços *spot* e a variâncias da carteira formada pelo preço *spot* e futuro:

$$\text{Var}(U) = \sigma_u^2$$

$$\text{Var}(H) = \sigma_h^2$$

Assim será verificado o quanto em porcentagem a variância diminuiu com a aplicação da taxa de *hedge*:

$$Eficiência = (Var(U) - Var(H)) / Var(U)$$

3.4 Value-at-risk

O modelo VaR é utilizado para avaliar o risco inerente ao pecuarista em quatro situações: ao aplicar no mercado futuro a taxa ótima de *hedge* obtida através das estimações por MQO, VEC e S-BEKK e, também, no caso em que se opta por aplicar apenas no mercado físico de boi gordo. Este risco é representado por meio da pior perda esperada para o período de confinamento, considerado entre maio e novembro de 2014.

A mensuração do VaR segue a abordagem proposta por Jorion (2007), baseada em distribuições generalizadas e assumindo que o valor do portfólio ao final do período de referência será definido como:

$$W = W_0(1 + R) \quad (26)$$

Para W_0 = investimento inicial; R = taxa de retorno; W_1 = valor do portfólio ao final do período.

Assumindo que o retorno esperado e a volatilidade em R são representados por μ e σ , o menor valor do portfólio a um dado intervalo de confiança c será:

$$W^* = W_0(1 + R^*) \quad (27)$$

Em sua forma mais generalizada, o VaR pode ser obtido a partir da distribuição do valor do portfólio no futuro $f(w)$. A um dado intervalo de confiança c , pode-se encontrar o pior cenário para W^* , em vistas à probabilidade em se exceder o valor de c , ou a probabilidade de haver um valor menor que W^* , onde $p = P(w \leq W^*)$ é $1 - c$:

$$c = \int_{W^*}^{+\infty} f(w)dw \quad (28)$$

$$1 - c = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)dw = P(w \leq W^*) = p \quad (29)$$

Ou seja, a área entre $-\infty$ e W^* deve somar equivalentemente a $p = 1 - c$, com 5% de probabilidade. Desta forma, Jorion (2007) classifica W^* como o quantil da distribuição onde o limite do valor para o risco será excedido com dada probabilidade. Sendo importante ressaltar que esta especificação é válida para qualquer distribuição de probabilidades.

3.5 Estratégias de *hedge* para o confinador

A utilização do confinamento pelo produtor ocorre durante a entressafra, ou seja, no período de seca que abrange o intervalo de maio a novembro, sendo considerada a aquisição do boi magro que possui 12 arrobas - aproximadamente, 360 kg de peso vivo - em maio, e sua posterior venda ao atingir o peso de 16 arrobas - aproximadamente, 480 kg de peso vivo - em novembro – peso estabelecido no contrato futuro do boi gordo negociado na BM&FBOVESPA. Admitindo-se um ganho de peso linear para todo o período de confinamento, estimou-se um ganho de peso diário de 1,32 Kg por dia, sendo o peso para venda atingido em 91 dias.

Para o cálculo da eficiência da utilização dos mercados futuros na gestão do risco de preços do boi gordo para o confinador da região de Araçatuba e de Goiânia, foram feitas simulações que combinam posicionamentos no mercado futuro de boi gordo, com a compra de 1000 bois magros a cada quinze dias e mantendo em confinamento pelo período de 6 meses até sua venda.

As simulações para as seguintes estratégias foram adotadas a fim de comparar os resultados obtidos, considerando o método de rolagem com o vencimento mais próximo:

- *Hedge* de 100% do gado, implicando na utilização de 48 contratos futuros de boi gordo;
- *Hedge* de 0% do gado, implicando na utilização de nenhum contrato futuro de boi gordo;
- *Hedge* ótimos estimados pelos métodos descritos no trabalho, que são MQO, VEC e S-BEKK.

Considerando os gastos com alimentação e outros custos como uma constante, é considerado um custo de produção no valor de R\$4,00/dia por boi. Assim, o lucro do produtor para as operações com o boi gordo é:

$$L_c = PG_2 + h^*(F_1 - F_2) - PM_1 - CP \quad (30)$$

Onde L_c é o lucro do confinador; PG_2 é o preço do boi gordo no período 2; PM_1 é o preço do boi magro no período 1; F_n é o preço do contrato futuro do boi gordo no período n; CP é o custo de produção já mencionado anteriormente e h^* é a taxa de *hedge* a ser utilizada.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise gráfica

A Figura 1 apresenta as séries de preços à vista das praças de Araçatuba (ARA) e Goiânia (GO) e o preço futuro negociado na BM&FBOVESPA entre 2002 e 2013.

Figura 1 - Séries de preços semanais *spot* e futuro do boi gordo, entre 26/01/2001 e 31/12/2013.

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Pode-se observar uma aproximação do comportamento dos preços na praça de Araçatuba com o preço futuro, além da similaridade na tendência entre todas as séries de preços. Em adição, o preço futuro se apresenta maior em relação ao *spot* em todo o período.

A seguir, são apresentadas as estatísticas descritivas das séries de preços *spot* e futuro diários para as regiões, dispostas na Tabela 1.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das séries de preços semanais *spot* e futuro do boi gordo, entre 02/01/2002 e 26/12/2013

	Araçatuba	Goiânia	BM&F
Média	72,03	66,97	73,54
Mediana	72,27	67,65	72,31
Máximo	114,22	107,18	114,83
Mínimo	39,80	38,03	40,77
Desvio padrão	19,7299	17,4357	20,0927
Assimetria	0,2660	0,2618	0,2538
Curtose	1,6618	1,7297	1,6371
Jarque-Bera	54,0919	49,2412	55,1666
Observações	626	626	626

Fonte: Elaborada a partir dos dados da pesquisa.

O preço futuro do boi gordo da BM&FBOVESPA apresentou o maior valor médio para as séries; já o preço *spot* para a praça de Araçatuba apresentou o maior preço máximo, de R\$ 114,47, enquanto que a praça de Goiânia apresentou o menor preço, R\$ 35,74. Esta diferença entre os preços pode se dar devido à dinâmica da precificação nas regiões produtoras de carne bovina, para as quais mercados mais afastados dos centros de consumo e portos apresentam maiores preços. A volatilidade das séries, representada pelo desvio padrão, mostrou-se semelhante para as três séries de preço. Além disso, as séries apresentaram-se levemente assimétricas e platicúrticas, com caudas mais longas e pesadas em comparação com a distribuição normal; devido a isso, a estatística Jarque-Bera se mostrou alta, podendo assim ser rejeitada a hipótese nula de que as séries seguem uma distribuição normal.

A Tabela 2 apresenta a matriz de correlação entre os preços.

Tabela 2 - Matriz de correlação das séries de preços semanais *spot* e futuro do boi gordo

	Araçatuba	Goiânia	BM&F
Araçatuba	1	0,994871	0,997695
Goiânia	0,994871	1	0,993319
BMF	0,997695	0,993319	1

Fonte: Elaborada a partir dos dados da pesquisa.

Tanto a correlação entre as regiões produtoras quanto a correlação entre as regiões produtoras e o mercado futuro foram superiores a 0,99, o que justifica o uso de contratos do boi gordo da BM&FBOVESPA para a análise carteiras de *hedge*.

4.2 Estimação da taxa de *hedge*

4.2.1 Testes preliminares

Nesta subseção, são apresentados os testes para verificar a existência de estacionariedade nas séries, a presença de efeitos ARCH e se ocorre uma relação de cointegração entre o preço *spot* e o preço futuro. Estes testes não foram pormenorizados devido a sua constante utilização em trabalhos, estando seus detalhes presentes na literatura anteriormente apresentada.

Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária ADF

Série	Com constante e tendência	Com constante	Passeio aleatório	Série	Com constante e tendência	Com constante	Passeio aleatório
Nível	τ_τ	τ_μ	τ	Diferença	τ_τ	τ_μ	τ
LARA	-2,446	-0,837	1,603	DLARA	-15,974***	-15,986***	-15,877***
LGO	-3,259*	-1,215	1,217	DLGO	-15,717***	-15,730***	-15,668***
LBMF	-2,390	-0,907	1,605	DLBMF	-23,694***	-23,713***	-23,632***

Fonte: Elaborada a partir dos dados da pesquisa.

Nota:

*** significativo a 1%.

* significativo a 10%.

Os testes de raiz unitária (Tabela 3) foram realizados para as séries de preços, após transformação logarítmica, em nível e em primeira diferença. Os testes para as séries em nível não foram significativos enquanto que para as séries em primeira diferença, os testes resultaram em estatísticas significativas a 1% de probabilidade. Justifica-se, assim, o uso das séries logarítmicas em primeira diferença, pois nestas pôde-se rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, ou seja, as séries são estacionárias.

Após a identificação da estacionariedade das séries, foi realizado o teste de cointegração de Johansen entre o preço *spot* de Araçatuba e Goiânia com o preço futuro da BM&FBOVESPA, apresentado na Tabela 4. A ordem de defasagem utilizada foi baseada na análise dos menores valores dos critérios de informação de Schwarz (SC).

Tabela 4 - Testes de Cointegração de Johansen

Séries	Lag	Vetor Cointegração	Estatística Traço	Prob.	Máximo Autovalor	Prob.
LARA	4	$r = 0$	33,0619	0,0001	31,9613	0,0000
	4	$r \leq 1$	1,1006	0,2941	1,1006	0,2941
LGO	3	$r = 0$	28,9812	0,0003	28,1095	0,0002
	3	$r \leq 1$	0,8717	0,3505	0,8717	0,3505

Fonte: Elaborada a partir dos dados da pesquisa.

O teste de Johansen indicou que existe uma relação de longo prazo entre as séries, uma vez que os valores dos testes estatística traço e autovalor máximo foram maiores que os valores críticos, sendo assim, não se rejeita a hipótese nula de que há um vetor de cointegração ($r=1$) entre o preço *spot* das duas praças com o preço futuro da BM&FBOVESPA.

Em seguida, foi realizado o teste ARCH-LM para verificar a existência de efeitos ARCH entre as séries de preço *spot* e futuro, apresentado na Tabela 5.

Tabela 5 - Testes ARCH-LM

	Estatística F	Prob. F	R ²	Prob. R ²
DLARA	6,4425	0,0114	6,3970	0,0114
DLGO	4,7275	0,0092	9,3580	0,0093

Fonte: Elaborada a partir dos dados da pesquisa.

A hipótese nula para o teste ARCH-LM é de que não há presença de efeito ARCH entre as séries testadas. As estatísticas do teste mostram que em todas as séries há rejeição da hipótese nula, ou seja, existe o efeito de heterocedasticidade autocondicional.

Os resultados indicam uma estrutura não constante no tempo para as variâncias, portanto, ao se computar as razões de *hedge* ótimo, devem ser considerados os modelos da classe GARCH multivariados, ou seja, as estimativas acerca da taxa de *hedge* ótima só serão apropriadas caso levem em conta o efeito ARCH.

4.2.2 Razão de *hedge*

A primeira razão de *hedge* calculada foi a proposta por Ederington (1979) - o *hedge* de variância mínima - que foi estimada por mínimos quadrados ordinários (Tabela 6).

Tabela 6 - Mínimos Quadrados Ordinários para as séries de preços *spot*

Variáveis	DLNBMF	Intercepto	R ²
DLNARA	0,5022*** [20,311]	0,0007 [1,3141]	0,36961
DLNGO	0,3417*** [12,19]	0,0009 [1,4383]	0,19916

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Nota:

*** significativo a 1%.

Valores entre colchetes representam as estatísticas *t*.

Os valores entre colchetes são as estatísticas *t*, sendo verificado que todos os coeficientes dos preços futuros são significativos a 1%. Na Tabela 6, são apresentados os coeficientes de regressão, dos quais o coeficiente da variável do preço futuro representa a taxa de *hedge* estimada por MQO. No caso do MQO, o R² representa a taxa de efetividade do *hedge*.

Assim, como foi observado que as variáveis são cointegradas, deve-se proceder à utilização do VEC no lugar do VAR, pois assim a relação de longo prazo entre as variáveis é incluída na estimação do modelo. Na Tabela 7, estão computados os parâmetros para o modelo VEC para praça a de Araçatuba e, na tabela 8, para a praça de Goiânia.

Tabela 7 - VEC (4) para a praça de Araçatuba

	D(LNARA)	Estatística <i>t</i>	D(LNBMF)	Estatística <i>t</i>
Eq. cointegração:	-1,594224	-7,73468	0,909166	3,08917
D(LNARA (-1))	0,599527	3,44747	-0,29664	-1,19461
D(LNARA (-2))	0,28812	2,14807	-0,059296	-0,30960
D(LNARA (-3))	0,139262	1,61061	0,055158	0,44676
D(LNARA (-4))	-0,024752	-0,51156	-0,029616	-0,42866
D(LNBMF (-1))	-1,089091	-5,92665	-0,176875	-0,67409
D(LNBMF (-2))	-0,72872	-5,08075	-0,361589	-1,76558
D(LNBMF (-3))	-0,480869	-5,01451	-0,433499	-3,16590
D(LNBMF (-4))	-0,188267	-3,79468	-0,260335	-3,67485
Intercepto	8,73E-05	0,13327	4,09E-05	0,04373
Eq. cointegração:				
LNARA (-1)	1			
LNBMF (-1)	-1	-50,1071		
Intercepto	4,28E-05			

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Tabela 8 - VEC (3) para a praça de Goiânia

	D(LNARA)	Estatística t	D(LNBMF)	Estatística t
Eq. cointegração:	-0,73539	-8,64903	1,226814	9,36051
D(LNGO (-1))	-0,05125	-0,75540	-0,67917	-6,49476
D(LNGO (-2))	-0,07055	-1,37696	-0,38261	-4,84438
D(LNGO (-3))	-0,08644	-2,33958	-0,2148	-3,77173
D(LNBMF (-1))	-0,43343	-5,11523	0,459022	3,51444
D(LNBMF (-2))	-0,23857	-3,86326	0,256308	2,69263
D(LNBMF (-3))	-0,08715	-2,37440	0,068834	1,21660
Intercepto	2,96E-05	0,04857	3,80E-05	0,04050
Eq. cointegração:				
LNGO (-1)	1			
LNBMF (-1)	-1	-35,6153		
Intercepto	0,000295			

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Com as variâncias e covariâncias dos resíduos geradas através do modelo VEC foram calculadas as razões de *hedge* ótimo para cada praça, apresentadas na Tabela 9.

Tabela 9 - Razão de hedge ótima para as praças Araçatuba e Goiânia calculadas através do modelo VEC

	Araçatuba, SP	Goiânia, GO
σ_f^2	0,000542	0,000547
σ_{sf}	0,000296	0,000213
h^*	0,545806	0,389203

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

De acordo com os resultados do teste de Jarque-Bera, rejeita-se a hipótese nula de que a distribuição dos preços tende a uma distribuição normal. Na Tabela 10 são apresentados os parâmetros estimados sob a especificação para a matriz de covariância condicional H_t proposta para o BEKK escalar.

Tabela 10 - BEKK escalar para as praças de Araçatuba e Goiânia

	α_1	b_1	ω_1	ω_{12}	ω_2	β_1	α_1	v
DLNARA	0,00093	0,00083	0,00484	0,00307	0,00464	0,91350	0,32651	4,07274
	[1,7000]	[1,3930]	[5,2820]	[4,0540]	[5,1500]	[46,590]	[8,7530]	[7,4700]
DLNGO	0,00090	0,00053	0,00591	0,00298	0,00588	0,90419	0,31691	3,65728
	[1,5610]	[0,8730]	[6,5510]	[4,6240]	[4,6240]	[42,630]	[8,6580]	[8,5710]

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Nota:

Valores entre colchetes representam as estatísticas t.

Pode-se observar que os parâmetros α_1 e β_1 na estimação são significativos, implicando assim na existência de heterocedasticidade condicional na série dos retornos. Já o parâmetro v , o qual denota os graus de liberdade do estimador da distribuição t de Student, é

significativo a 1%, sendo assim, considerar a distribuição dos erros seguindo distribuição t mostra-se coerente com os dados.

Nas Figuras 2 e 3, são apresentadas as taxas de *hedge* para os modelos MQO, VEC e BEKK.

Figura 2 - Taxas de *hedge* para os modelos MQO, VEC e BEKK para a região de Araçatuba, entre 26/01/2001 e 31/12/2013

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Figura 3 - Taxas de *hedge* para os modelos MQO, VEC e BEKK para a região de Goiânia, entre 26/01/2001 e 31/12/2013

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Na Tabela 13, são apresentadas as eficiências das taxas de *hedge*.

Tabela 11 - Efetividade do *hedge* para os modelos MQO, VEC e S-BEKK

	MQO	VEC	S-BEKK
Araçatuba	36,96%	36,35%	29,82%
Goiânia	19,92%	19,39%	19,21%

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa.

Nota-se, portanto, que a melhor efetividade da taxa ótima de *hedge* é obtida através da estimação por mínimos quadrados tanto para a praça de Araçatuba quanto de Goiânia. Além disso, para as duas praças, a pior taxa de *hedge* foi obtida pelo modelo dinâmico S-BEKK.

4.3 Estratégias de *hedge* para o confinador

Como descrito na metodologia, os posicionamentos no mercado futuro foram determinados a partir de um confinamento de 1000 cabeças de gado. Com isso, assumiu-se a compra de contratos futuros equivalentes a 330 arrobas cada para a realização o *hedge* da sua produção. No período de 14 meses foram realizados 8 confinamentos para as praças de Araçatuba (SP) e Goiânia (GO). As Tabelas 13 e 14 apresentam a média, o desvio padrão e o coeficiente de variação dos retornos para as praças de Araçatuba (SP) e Goiânia (GO) para todo o período analisado.

Tabela 12 - Lucro médio, desvio padrão e VaR por cabeça de gado para o confinador de Araçatuba no período analisado

h*	100%	MQO	VEC	S-BEKK	0%
Ago/I	-R\$ 159,25	-R\$ 126,31	-R\$ 129,05	-R\$ 122,19	-R\$ 93,36
Ago/II	-R\$ 67,66	-R\$ 40,33	-R\$ 42,61	-R\$ 32,36	-R\$ 13,01
Set/I	-R\$ 53,80	-R\$ 4,86	-R\$ 8,93	R\$ 9,42	R\$ 44,09
Set/II	R\$ 25,57	R\$ 88,06	R\$ 82,85	R\$ 108,89	R\$ 150,55
Out/I	R\$ 110,51	R\$ 180,53	R\$ 174,69	R\$ 198,03	R\$ 250,54
Out/II	R\$ 71,28	R\$ 107,71	R\$ 104,67	R\$ 113,78	R\$ 144,14
Nov/I	R\$ 44,70	R\$ 90,63	R\$ 86,81	R\$ 100,20	R\$ 136,57
Nov/II	-R\$ 36,50	R\$ 32,88	R\$ 27,10	R\$ 41,55	R\$ 102,26
DP	R\$ 87,49	R\$ 96,64	R\$ 95,80	R\$ 100,06	R\$ 107,59
Média	-R\$ 8,14	R\$ 41,04	R\$ 36,94	R\$ 52,17	R\$ 90,22
VaR 5%	-R\$ 127,20	-R\$ 96,22	-R\$ 98,80	-R\$ 90,75	-R\$ 65,24

Fonte: Elaborada com dados da pesquisa.

Tabela 13 - Lucro médio, desvio padrão e coeficiente de variação para o confinador de Goiânia no período analisado

h*	100%	MQO	VEC	S-BEKK	0%
Ago/I	-R\$ 101,73	-R\$ 57,80	-R\$ 60,55	-R\$ 61,92	-R\$ 35,84
Ago/II	-R\$ 213,45	-R\$ 177,02	-R\$ 179,29	-R\$ 183,85	-R\$ 158,80
Set/I	-R\$ 115,36	-R\$ 50,10	-R\$ 54,18	-R\$ 58,26	-R\$ 17,47
Set/II	-R\$ 3,74	R\$ 79,58	R\$ 74,37	R\$ 74,37	R\$ 121,24
Out/I	-R\$ 71,67	R\$ 21,68	R\$ 15,85	R\$ 10,02	R\$ 68,36
Out/II	R\$ 31,36	R\$ 79,93	R\$ 76,90	R\$ 72,34	R\$ 104,22
Nov/I	-R\$ 100,31	-R\$ 39,06	-R\$ 42,89	-R\$ 46,72	-R\$ 8,44
Nov/II	-R\$ 155,72	-R\$ 63,21	-R\$ 68,99	-R\$ 80,56	-R\$ 16,96
DP	R\$ 78,32	R\$ 85,02	R\$ 84,44	R\$ 85,47	R\$ 90,24
Média	-R\$ 91,33	-R\$ 25,75	-R\$ 29,85	-R\$ 34,32	R\$ 7,04
VaR 5%	-R\$ 193,24	-R\$ 137,18	-R\$ 140,69	-R\$ 147,70	-R\$ 115,76

Fonte: Elaborada com dados de pesquisa.

Observa-se que para a praça de Goiânia (GO), para todas as taxas de *hedge* utilizadas, os valores de retorno médio e o VaR foram menores que para as praças de Araçatuba (SP). Para a praça de Araçatuba (SP), pode ser verificado que o período que gerou o menor lucro por cabeça foi em Ago/I, onde observou-se prejuízo de R\$159,25 para a estratégia de 100% de *hedge* e de R\$93,36 para a estratégia na qual não foram utilizados os mercados futuros. Em adição, o menor lucro observado para a praça de Goiânia foi para o período Ago/II, onde para a estratégia de 100% foi registrado um lucro de -R\$213,45 enquanto para estratégia de 0% registrou-se um lucro de -R\$158,80.

A estratégia de 100% de *hedge* rendeu o menor retorno médio, tanto para a praça de Araçatuba quanto para a praça de Goiânia, e também apresentou as maiores perdas possíveis,

o que pode ser observado no VaR. Assim, pecuaristas que utilizaram desta estratégia para a mitigação de risco, obtiveram resultados insatisfatórios, pois os lucros por cabeça foram os menores.

O melhor resultado para a praça de Araçatuba se deu no ano de 2013 no período Out/I para a estratégia na qual não foram utilizados contratos futuros, registrando um lucro de R\$ 250,54 por cabeça. Já para os períodos Set/II e Out/II também houve resultados satisfatórios quanto ao retorno por cabeça. Para a praça de Goiânia (GO), também se pode observar que os melhores resultados foram obtidos no período Set/II. A estratégia de 0% de cobertura apresentou o maior retorno do período, R\$ 121,24.

Tanto para a praça de Araçatuba quanto para a praça de Goiânia observam-se resultados divergentes quanto à utilização das estratégias estáticas e dinâmicas. Para a praça de Araçatuba, pode-se observar que as estratégias estáticas obtiveram lucros médios menores em comparação aos obtidos utilizando a estratégia dinâmica, uma vez que o lucro médio do produtor ao utilizar a taxa de *hedge* estimada por MQO e por VEC foi de R\$41,04 e R\$36,94, enquanto que para a taxa de *hedge* dinâmica, S-BEKK, foi de R\$52,17.

Por outro lado, para a praça de Goiânia, onde os resultados indicaram prejuízo para todas as simulações que consideravam a utilização de *hedge*, as estratégias dinâmicas registraram menores prejuízos em comparação aos prejuízos obtidos utilizando a estratégia estáticas. O prejuízo médio do produtor ao utilizar a taxa de *hedge* estimada por MQO, VEC e S-BEKK foi R\$25,75, R\$29,85 e R\$34,32, respectivamente.

Nas duas praças, a utilização dos mercados futuros mostrou-se eficiente em diminuir a variância dos retornos. Em nenhuma das praças analisadas, a estratégia utilizando a taxa de *hedge* estimada pelo modelo dinâmico apresentou a menor variância. Em sua grande maioria, as estratégias intermediárias de *hedge* (OLS, VEC, S-BEKK) mostraram-se mais eficientes em diminuir a variância dos retornos, o que sugere nem o abandono nem a adoção integrais do *hedge* para a mitigação de riscos, mas sim, sua utilização parcimoniosa e balanceada.

5 CONCLUSÃO

No presente trabalho objetivou-se a comparação das eficiências das posições de *hedge* ótimo gerado por três modelos diferentes. No primeiro modelo, a estimação se deu por mínimos quadrados ordinários, ou seja, o *hedge* de variância mínima. No segundo, com a forte evidência da relação de longo prazo entre os preços *spot* e os preços futuros, a estimação levou em conta esta relação de cointegração na estimação da taxa de *hedge*, calculando assim a taxa de *hedge* por meio do modelo de correção de erros (VEC). Para o terceiro modelo, que contabiliza o efeito ARCH na variância do resíduo, foi utilizado o modelo GARCH, no qual a variância condicional no período de transcorrido de tempo é considerada. Em seguida, de posse das taxas de *hedge* definidas, foi calculado o *Value-at-Risk*, podendo ser identificada a melhor estratégia para cálculo da taxa de *hedge* ótimo.

Entre as taxas de *hedge* mensuradas, aquela a resultar em maior sucesso na diminuição na variância dos retornos dos preços para a praça de Araçatuba e para a praça de Goiânia foi a obtida através do modelo de variância mínima. Tanto para a praça de Araçatuba quanto para a praça de Goiânia, a taxa de *hedge* ótimo por meio do modelo dinâmico, GARCH-BEKK escalar, foi inferior na efetividade em se diminuir o risco de preço diante das estimativas obtidas por modelos estáticos.

Outro objetivo do trabalho foi a análise da efetividade do uso de contratos futuros para a diminuição do risco de preço para o confinador nas praças estudadas. Foi observada uma diminuição do desvio padrão sobre o retorno das simulações de compra do boi magro e, posteriormente, de venda do boi gordo com a utilização do mercado futuro, realizando simultaneamente o posicionamento no mercado futuro e físico.

Embora muitos dos resultados não sejam significativos, este trabalho contribuiu para evidenciar, de maneira empírica, que há um efeito diferenciado na utilização dos contratos futuros para a gestão do risco de preço por parte do produtor de carne bovina nas regiões de Araçatuba (SP) e Goiânia (GO). Ainda que parte dos resultados não evidencie diminuição significativa na variância dos retornos, a utilização de contratos futuros para o confinador mostrou-se capaz de diminuir o coeficiente de variação dos retornos.

REFERÊNCIAS

- ADAM, T.R.; FERNANDO, C.S. **Hedging, speculation and shareholder value**. Hong Kong University of Science and Technology. Manuscrito. p. 56, 2006. Disponível em: <http://repository.ust.hk/dspace/bitstream/1783.1/1530/1/selective_hedging.pdf>. Acesso em: 4 set. 2013.
- ALLAYANNIS, G.; WESTON, J.P. The use of foreign currency derivatives and firm market value. **The Review of Financial Studies**, Cary, v. 14, n. 1, p. 243-276, 2001.
- BAILLIE, R.T.; MYERS, R.J. Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures *hedge*. **Journal of Applied Econometrics**, Los Angeles v. 6, n. 2, p. 109–124, 1991.
- BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. Disponível em <<http://www.bmfbovespa.com.br/>>. Acesso em: 4 abr. 2014.
- BERA, A.K.; GARCIA, P.; ROH, J.S. Estimation of time-varying *hedge* ratios for corn and soybeans: BGARCH and random coefficient approaches. *Sankhyā*: **The Indian Journal of Statistics**, Calcutá, v. 59, n. 3, p. 346–368, 1997.
- BODNAR, G.M.; HAYT, G.; MARSTON, R.C. **Survey of financial risk management by U.S. non-financial firms**. Wharton School, University of Pennsylvania e Canadian Imperial Bank of Commerce (CIBC). 1998. p 31. Manuscrito. Disponível em: <<http://finance.wharton.upenn.edu/~bodnarg/courses/readings/survey98.pdf>>. Acesso em: 14 abr. 2014.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 31, p. 307-327, 1986.
- BROOKS, C.; HENRY, L.T.; PERSAND, G. The effect of asymmetries on optimal *hedge* ratios. **The Journal of Business**, Chicaco, v. 75, n. 2, p. 333–352, 2002.
- CARTER, C.A.; LOYNS, R.M.A. Hedging feedlot cattle: a canadian perspective. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 67, n. 1-32, 1985.
- CASSIDY, S.M.; CONSTAND, R.L.; CORBETT, R.B. The market value of the corporate risk management function. **The Journal of Risk and Insurance**. Malden, v. 57, n. 4, p. 664-670, dez. 1990.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. Disponível em <<http://www.cepea.esalq.usp.br/>>. Acesso em: 4 abr. 2014.
- CHIODI, L. GERALDINI, E., MARQUES, P., MARTINES, J. Análise da efetividade de hedging com os contratos futuros de soja na BM&F e CBOT. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2005. p. 12.
- DUFFIE, D.; PAN, J. An overview of value at risk. **The Journal of Derivatives**, New York, v. 4, n. 3, p. 7-49, 1997.

EDERINGTON, L.H. The hedging performance of the new futures markets. **The Journal of Finance**, Aldan, v. 34, n. 1, p. 157–170, 1979.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Ames: John Wiley & Sons, 1995. p. 269–400.

ENGLE, R.F.; MEZRICH, J. GARCH for groups. **Risk**, Londres, v. 9, n. 8, p. 36–40, 1996.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, Nova York, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1997.

ENGLE, R.F.; KRONER, K.F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric Theory**, Cambridge, v. 11, n. 1, p. 122–150, 1995.

FARIAS, A.C.F. **Avaliação do value at risk do índice Bovespa usando os modelos GARCH, TARCH e RiskMetrics™ para se estimar a volatilidade**. 1997. 60p. Dissertação (Mestrado em Administração) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 1997.

FILENI, D. H.; MARQUES, P. V.; MACHADO, H. M. O risco de base e a efetividade do hedge para o agronegócio do café em minas gerais. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 1, n. 1, p. 42–50, 1999.

FRECHETTE, D.L. The demand for hedging and the value of hedging opportunities. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 82, n. 4, p. 897–907, 2000.

_____. The demand for hedging with futures and options. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 21, n. 8, p. 693–712, 2001.

GUILLÉN, O.T.D.C. **Estimação da razão ótima de hedge para o IBOVESPA futuro, uma aplicação do modelo GARCH bivariado**. 1996. 72 p. Dissertação (Mestrado em Economia) — Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 1996.

GUIMARÃES, R.L. **Razão ótima de hedge em função do horizonte de hedge e da periodicidade dos dados: uma aplicação no mercado de boi gordo brasileiro**. 2005. 88 p. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2005.

HICKS, J.R. **Value and capital**. 2. ed. London: Oxford University Press. 1939. p. 352.

HULL, J. **Options, futures and other derivatives**. 7. ed. Upper Saddle River: Pearson-Prentice Hall, 2009. p. 805.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Sistema IBGE de recuperação automática - SIDRA**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&o=24&i=P&c=923>> . Acesso em vários períodos. Acesso em: 20 abr. 2014.

JIANG, B.; HAYENGA, M. Corn and soybean basis behavior and forecasting: fundamental and alternative approaches. In: NCR-134 CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT. 1997, Chicago. **Anais eletrônicos...** Brookings. Disponível em: <<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>>. Acesso em: 20 maio 2014.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, Frankfurt, v. 12, n. 2, p. 231-254, 1988.

JOHNSON, L.L. The theory of hedging and speculation in commodity futures. **Review of Economic Studies**, Stockholm, v. 27, n. 3, p. 139-51, 1960.

JORION, P. Value at risk: the new benchmark for managing financial risk. 3. ed. Nova York: McGraw-Hill, 2007. P 602.

KEYNES, J.M. **A treatise on money**. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1930. p. 352.

KRONER, K.F.; SULTAN, J. Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cambridge, v. 28, n. 4, p. 535-551, 1993.

LEUTHOLD, R.M.; PETERSON, P.E. The cash-futures price spread for live hogs. **North Central Journal of Agricultural Economics**, Columbus, v. 5, n. 1, p. 25-29, 1983.

LIEN, D. A note on the superiority of the OLS hedge ratio. **The Journal of Futures Markets**, Hoboken, v. 25, n. 11, p. 1121-1126, 2005.

_____. Cointegration and the optimal hedge ratio: the general case. **Quarterly Review of Economics and Finance**, San Antonio, v. 44, n. 5, p. 654-658, 2004.

MACKAY, P.; MOELLER, S.B. The value of corporate risk management. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 62, n. 3, p. 1379-1419, 2007.

MANFREDO, M.R.; LEUTHOLD, R.M. Market risk and the cattle feeding margin: an application of value at risk. **Agribusiness**, Hoboken, v. 19, n. 3, p. 333-353, 2001.

_____. Value-at-risk analysis: a review and the potential for agricultural applications. **Review of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 21, n. 1, p. 99-111, 1999.

MARKOWITZ, H.M. **Portfolio selection**: efficient diversification of investments. New York: John Wiley & Sons, 1959. p. 77-91.

MATTOS, F.L.; GARCIA, P.; NELSON, C. Relaxing standard hedging assumptions in the presence of downside risk. In: NCR-134 CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 2005, St. Louis. **Anais...** St. Louis: NCR-134, 2008. p. 78-93.

MINTON, B.A.; SCHRAND, C. The impact of cash flow volatility on discretionary investment and the costs of debt and equity financing. **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 54, n. 3, p. 423-460, 1999.

MONTEIRO, W.F.L.; RODRIGUES, M.A.; ALVES, A.F.; PARRE, J.L. A não efetividade do hedge para o boi gordo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2011, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2011. p. 149-166.

MORGAN, J.P. **Riskmetrics**: technical document. Nova York: Morgan Guaranty Trust Company of New York, 1996. p. 268.

MYERS, R.J.; THOMPSON, S.R. Generalized optimal hedge ratio estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 71, n. 4, p. 858–868, 1989.

NOUSSINOV, M. A.; LEUTHOLD, R. M. Optimal hedging strategies for the US cattle feeder. **Agribusiness**, Hoboken, v. 17, n. 1, p. 1-19, 1999.

OLIVEIRA, M.R.G. **Gerenciamento do risco de mercado baseado no value at risk estático e dinâmico para carteiras de ações e opções negociadas na Bovespa**. 2005. 252p. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, Pernambuco, 2005.

OLIVEIRA, M.R.G.; CARMONA, C.U.M.; TÁVORA, J.J.L. Value at risk dinâmico: um estudo comparativo entre os modelos heterocedásticos e a simulação de Monte Carlo. **Revista Brasileira de Finanças**, São Paulo, v. 4, n. 2, p. 181–202, 2006.

PENNINGS, J.M.; MEULENBERG, M.T.G. Hedging efficiency: a futures exchange management approach. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 17, n. 5, p. 599–615, 1997.

PETERSON, P.E.; LEUTHOLD, R.M. A portfolio approach to optimal hedging for a commercial cattle feedlot. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 7, n. 4, p. 443–457, 1987.

PINTO, W.J.; SILVA, O.M. Efetividade do hedging em contratos de café no mercado mundial. In: SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, 2001, Vitória. **Anais...** Vitória: Consórcio Brasileiro de Pesquisas e Desenvolvimento do Café, 2001. p. 2228-2236.

RODRIGUES, M.A.; ALVES, A.F. Efetividade e razão ótima de hedge: um survey. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: Sober, 2010. p. 21.

SAIN, P.K.S. **Estudo comparativo dos modelos de value-at-risk para instrumentos pré-fixados**. 2001. P. 148. Dissertação (Mestrado em Administração) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12139/tde-05112002-193028/>>. Acesso em: 18 nov. 2013.

SANDERS, D.J.; BAKER, T.G. Forecasting corn and soybean basis using regime: switching models. In: NCCC-134 CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 2012, St. Louis. **Anais eletrônicos...** St. Louis: NCCC-134, 2012. Disponível em: <<http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134>>. Acesso em: 25 jun. 2014.

SANDERS, D.J.; MANFRETO, M.R. Forecasting basis levels in the soybean complex: a comparison of time series methods. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Athens, v. 38, n. 3, p. 513-523, 2006.

SCHWARTZ, E.S. The stochastic behavior of commodity prices: implications for valuation and hedging. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 52, n. 3, p. 923-973, 1997. Apresentado na REUNIÃO ANUAL DA AMERICAN FINANCE ASSOCIATION, 57., 1997.

SCHWARZ, G. Estimating the dimensional of a model. **Annals of Statistics**, Hayward, v. 6, n. 2, p. 461-464, Mar. 1978.

SMITH, C.W.; STULZ, R.M. The determinants of firms' hedging policies. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Seattle, v. 20, n. 4, p. 391-405, Dec. 1985.

STEIN, J.L. The simultaneous determination of spot and futures prices. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 51, n.5, p. 1012-25, 1961.

TANAKA, Y. **Estimação da razão ótima de hedge para o dólar futuro usando um modelo MGARCH-BEKK-Diagonal**. 2005. 50p. Dissertação (Mestrado profissionalizante em economia e finanças) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2005.

TAYLOR, M.; DHUYVETTER, K.C.; KASTENS, T.L. Incorporating current information into historical-average-based forecasts to improve crop price basis forecasts. In: NCR-134 CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 2004, St. Louis. **Anais eletrônicos...** St. Louis: NCR-134, 2004. Disponível em: <<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>>. Acesso em: 15 out. 2013.

TONSOR, G.T.; DHUYVETTER, K.C.; MINTERT, J.R. Improving cattle basis forecasting. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Moscow, v. 29, n. 2, p. 228-241, 2004.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Foreign Agriculture Service (FAS)**. Production, Supply, and Distribution (PS&D). Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline/>> Acesso em: 15 ago. 2014.

WILSON, W.W.; WILLIAM E.N.; ROBERT W. Hedging strategies for grain processors. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, Victoria, v. 54, n. 2, p.311-326, 2006.

WORKING, H. Hedging reconsidered. **Journal of Farm Economics**, Ithaca, v. 35, n. 4, p. 544-561, 1953.

_____. New concepts concerning futures markets and prices. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 52, n. 3, p. 431-459, 1962.

_____. Price supports and the effectiveness of hedging. **Journal of Farm Economics**, Ithaca, v. 35, n. 5, p. 811-818, 1953.

YANG, W.; ALLEN, D.E. Multivariate GARCH hedge ratios and hedging effectiveness in australian futures markets. **Accounting and Finance**, Olney, v. 45, n. 2, p. 301-321, 2004.